

東洋大学学術情報リポジトリ Toyo University Repository for Academic Resources

## 欧州新興国の実質為替相場の安定性：東欧3カ国のユーロ導入の可能性

著者	川? 健太郎
雑誌名	経営論集
号	86
ページ	75-85
発行年	2015-11
URL	<a href="http://id.nii.ac.jp/1060/00007950/">http://id.nii.ac.jp/1060/00007950/</a>

欧州新興国の実質為替相場の安定性  
—東欧3カ国のユーロ導入の可能性—

Real Exchange Rates Stability in Emerging EU Countries

川崎 健太郎

(Kentaro KAWASAKI)

# 欧州新興国の実質為替相場の安定性

## —東欧3カ国のユーロ導入の可能性—

### Real Exchange Rates Stability in Emerging EU Countries

川 崎 健太郎

はじめに

1. ユーロと欧州財政危機
  - 1.1 ユーロの成り立ち
  - 1.2 世界金融危機とユーロ
2. 欧州財政危機と非ユーロ導入国の動向
3. 非ユーロ導入国の実質為替相場の安定性
  - 3.1 M-TAR 単位根検定による実証分析
  - 3.2 分析結果

おわりに

#### はじめに

2009 年から続く欧州財政危機以降、ユーロが直面している問題は、財政規律の実質欠如といった制度上の問題に加え、ギリシャのような周縁国や新興国が追加的にユーロに参加する際に、国際通貨ユーロの信託を次第に逡減させるような「悪貨が良貨を駆逐するグレシャムの法則」が働く構造的な問題が存在していることを露呈したことにある。拡大を続ける欧州連合（EU）において、ユーロ非導入国：ブルガリア、クロアチア、チェコ、ハンガリー、ポーランド、ルーマニアのような新興国にとっては、ユーロ導入に対するジレンマが生じると、経済収斂条件の達成を先送りながら、通貨政策における例外措置ばかりが適用される。通貨政策の不透明性と不確実性の増大は、EU の結束力とその将来的価値を弱めることとなるだろう。

本稿は、EU 加盟のユーロ非導入国のチェコ、ハンガリー、ポーランドの3カ国を取り上げ、EU 加盟から世界金融危機や欧州財政危機を経て、現在に至るまで対ユーロ実質為替相場の推移にどのような変化が生じているかを分析し、ユーロの混乱に直面した同3カ国が、ユーロ導入のジレンマに陥っているか、否かを検証する。

#### 1. ユーロと欧州財政危機

##### 1.1 ユーロの成り立ち

ユーロは、1999 年に EU 加盟 11 カ国によって導入された。単一通貨によって創られる通貨同盟は、欧州中央銀行（ECB）の One Size fit all と呼ばれる金融政策を、ユーロ導入国に一律に適用することではじめて共通通貨圏として機能することとなる。19 世紀末の国際金本位制度や、20 世紀のブレトンウッズ体制のような金と基軸通貨とを中心とした固定相場制度と比較すると、各国国民通貨を廃することで、自国通貨

価値の切り下げ余地を全く持たないという意味で、ユーロは究極の固定為替相場制度である。

ユーロの発足直後こそ、ユーロの通貨価値はドルや円といった主要通貨に対して下落したもの、12 番目のユーロ導入国であるギリシャがユーロに参加した 2001 年頃から世界金融危機が発生する 2008 年までは、その通貨価値を上昇させてきた。これまでユーロが国際通貨としての地位を揺るぎないものとしてきた背景には、ユーロのもつ国際通貨としての貨幣の機能、すなわち、1) 貨幣の価値尺度、2) 決済機能、3) 保蔵機能、における利便性の高まりが、他のどの通貨よりも優れ、国際通貨として信認が高かったことによる。

ユーロの導入基盤となる欧州連合 (EU) そのものは、ユーロ発足時の加盟国 15 カ国<sup>①</sup>から、2004 年には旧東欧諸国を中心に過去最大の 10 カ国<sup>②</sup>が同時に加わり、2013 年にはさらに 3 カ国<sup>③</sup>を加えた合計 28 カ国にまで拡大した。2014 年時点で、人口約 5 億 820 万人<sup>④</sup>、GDP 規模では約 18 兆ドル<sup>⑤</sup>の巨大市場となり、EU を単一の国家と見なせば、経済規模では米国を上回るまでに成長し、ユーロ導入国数はリトアニアが参加した 2015 年には 19 を数え、ユーロ国の GDP 規模は約 13 兆ドル (2014 年) に達した。

## 1.2 世界金融危機とユーロ

ユーロを取り巻く環境に変化が訪れたのは、アメリカで発生したサブプライムローン問題であった。2007 年 8 月頃から、ドイツやフランスの金融機関が相次いで、アメリカのサブプライムローンを含む資産担保証券化商品を用いた資産運用において、巨額損失を抱えて資金繰りに行き詰まるようになると、欧州系の金融機関のバランスシートへの不安が急速に高まるようになった。2008 年 3 月にアメリカの投資銀行・ベアスターンズの破綻を切掛けに、ユーロはドルに対して減価し始める。2008 年上半期に 1 ユーロ=1.59 ドル付近で最高値を記録した後、段階的な下落を続け、2015 年に入り同 1.0-1.1 ドルのレンジにまで下落している。2001 年以降ドルに対して増価を続けていたイギリス・ポンドも同様に、2007 年 11 月に記録した 1 ポンド=2.109 ドルの高値圏から、2009 年 3 月には同 1.389 ドル付近にまで下落する記録的な下落となった。

サブプライムローン問題や、世界金融危機の発端となったアメリカよりも、ユーロやポンドが、ドルに対してその価値を下げた背景には、サブプライムローンを組み込んだ証券化商品に対して積極的な資産運用を行っていたのは、欧州系の金融機関であり、米国系金融機関以上に大きな損失を被ったためである。米国発の金融不安は欧州に飛び火し、世界中の短期金融市場における流動性の急激な低下は、世界的な信用不安となって世界金融危機となった。

危機以前には欧州先進国から、旧東欧や中央ヨーロッパ、そしてバルト三国、旧ソ連圏の国々に流入していた資本<sup>⑥</sup>を、再び欧州に逆流させることとなり、新興国の金融システムの停止に対する懸念が強まった。とりわけ、アイスランド、ウクライナ、ハンガリー、ベラルーシ、ブルガリア、ラトビア、ルーマニア、セルビアなどのユーロ非導入の新興国では、通貨危機が発生することとなり、2008 年 9 月から 2009 年 7

月までの間に相次いで国際通貨基金（IMF）への緊急融資（SBA）を申請し、IMF 管理下で金融システム混乱への沈静化がはかられた。

それとは対照的に、ユーロ導入各国では、破綻した金融機関への公的資金の注入や不良債権買い取りなどの金融支援を、IMF などの融資に頼ることなく、財政支出を積極的におこなうことによって、世界金融危機の初期の混乱から、ユーロ圏各国経済とユーロ域内の金融システムを守ることに成功した。ユーロ非導入国は自国通貨制度を持つため、資本流出・通貨価値防衛にともなう外貨準備の枯渇や、自国通貨価値下落による外貨建て対外債務の急激な膨張に際し、容易に債務超過に陥りやすいことと比べれば、ユーロ導入国はユーロの流動性に対しては、欧州中央銀行が無制限に流動性供給を行い、ユーロ圏内の債務に対しては、金利の低いユーロ建て債務を積極的に創出することによって、流動性を確保し、ユーロ圏内の金融システムを守ることが可能だったからである。

## 2. 欧州財政危機と非ユーロ導入国の動向

しかしながら、2009 年 10 月、ギリシャで誕生した新政権が旧政権の行った財政赤字隠蔽の事実を公表すると、ギリシャ以外にも巨額の財政赤字を抱えるヨーロッパ周縁国経済：アイルランド・イタリア・スペイン・ポルトガルに対して、累積赤字の維持可能性に対する懸念が連鎖的に強まった。ユーロを導入するこれらの国々は、様に財政支出の削減が求められることとなったが、財政再建を目指す政権与党が相次いで選挙で敗北するなど、欧州財政危機は混迷の度合いを深めていった。<sup>⑦</sup>

2012 年 5 月に行われたギリシャの総選挙でも、緊縮政策を進める政権与党が議席を減らし、第二党には反緊縮を掲げる急進左派政党が躍進することとなった。ギリシャでは2010年以降、欧州連合（EU）、欧州中央銀行（ECB）および国際通貨基金（IMF）からの金融支援を受け入れるべく、そのコンディショナリティとして国内経済の様々な構造改革を行ってきたものの、国内の急激な社会変革は、ギリシャ国内政治に不安定性をもたらし、街頭ではデモや暴動が頻発していた。2015 年 1 月の総選挙ではついに急進左派が第一党となり EU 主導の財政緊縮策への反対を表明するチプラス政権が誕生した。これ以降、EU によるギリシャ支援は、泥沼の条件闘争の様相を呈するようになり、ギリシャ問題は出口の見えない状況に陥った。<sup>⑧</sup>

こうした混乱は単一通貨ユーロの信認を揺るがす結果となり、単一通貨制度そのものの存亡をも危ぶむ深刻な事態へと陥りかねない。とりわけユーロ発足時点で EU 加盟国であった 15 カ国以外の EU 加盟ユーロ非導入国にとっては、ユーロ価値の動向によってユーロ導入の国民投票の結果動向を左右することとなる。

2015 年現在、EU 加盟 28 カ国のうち、2004 年以降 EU に加盟した 13 カ国については、2015 年までに 7 カ国がユーロを導入したが、ブルガリア、クロアチア、チェコ、ハンガリー、ポーランド、ルーマニアの 6 カ国はユーロを導入していない。なかでも経済規模や人口規模が比較的大きなチェコ、ハンガリー、ポーランドについては、早期のユーロ導入が期待されていたが、EU 加盟時点からの ERMII への参加が見送られ、世界金融危機を経た現在でもユーロ導入の見込みが不明確なままとなっている。ユーロ導入への経済収斂条件の明確な達成時期が曖昧になり、通貨政策の不透明性と

不確実性を増大させてしまうと、1992年にイギリスやイタリアが陥った欧州通貨危機のような、通貨攻撃のターゲットになりかねない。

### 3. 非ユーロ導入国の実質為替相場の安定性

#### 3.1 M-TAR 単位根検定による実証分析

本節では、チェコ、ハンガリー、ポーランド各国通貨の対ユーロ実質為替相場の動きを検証する。実質為替相場の検証においては単位根検定を行うことが一般的だが、本稿では Kawasaki (2013) および川崎 (2013) に倣って、Enders and Granger (1998) によって開発された M-TAR 単位根検定を用いる。

M-TAR 単位根検定は誤差修正モデルの収束過程において閾値が考慮されている。閾値については経済理論によって明示できる場合には、TAR モデルを利用することができる。ERMII 導入国のように、中心平価からの乖離許容幅が明示されている場合には、例えば名目的な乖離幅を閾値として設定して分析することも可能であろう。本節の分析対象となる3カ国は、いずれも ERMII に参加しておらず、実質為替相場のみならず名目為替相場変動に対する政策的な数値目標を持っているわけではない。このように閾値が明らかではない場合には、非説明変数の差分をとることで次のようなモデルを考慮する。分析に用いる誤差修正モデルは次のように考慮する。

$$\Delta x_t = I_t \rho_1 x_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\zeta^+ = I_t \cdot \rho_1, \quad \zeta^- = (1 - I_t) \cdot \rho_2, \quad \rho_1 < 0, \rho_2 < 0, I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta x_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta x_{t-1} < 0 \end{cases}.$$

ここで  $\Delta x_t$  は  $t$  時点における実質為替相場の変化率を示し、 $\rho_1$  および  $\rho_2$  は誤差修正の収束速度を示す係数を表している。(1)式において為替相場変化率は値が大きくなるほど、実質減価を示し、誤差修正を示す係数が、実質減価と実質増価で異なることを考慮している。<sup>9)</sup>

本分析では、 $\zeta^+$  (Zeta-Plus) および  $\zeta^-$  (Zeta-Minus) の係数をそれぞれ実質減価・誤差修正係数と実質増価・誤差修正係数と呼ぶこととする。これらの係数の組合せによって、実質為替相場の動きは、1) ランダムウォーク過程、2) 非対称定常過程、3) 対称定常過程、の3種類に分類することが出来る。1) は、購買力平価が成り立たず、為替相場の動きを全く予見できないことを意味する。もし通貨当局が為替相場を管理している中で、観測されたデータがランダムウォーク過程に沿っている場合には、全く管理できない状態にあるか、結果的に当局の望ましい水準に留まっているために、全く管理しないで放置している状態を想定できるかもしれない。2) 非対称定常過程には、修正係数が収束過程、と発散過程と組み合わせられている場合と、収束過程とランダムウォーク過程が組み合わせられる場合、発散過程とランダムウォークが組み合わせられる場合の3種類が想定される。たとえば、通貨当局がインフレターゲットといっ

た政策目標や為替相場の水準によって、為替の減価・増価のいずれか場合にのみ、為替市場への介入をしているケースなどが考えられ、いわゆる「追い風介入」や「向かい風介入」などによって、修正係数の組み合わせに変化が生じえよう。ただし発散過程とランダムウォークが組み合わされる場合には、それらが観測される期間が長い場合には、経済成長等継続的な正の経済ショック（技術革新や生産性の向上）によって、長期均衡水準が変化し続けているか、ファンダメンタルズから乖離するバブルが実体経済に影響を及ぼしている事態を想定できる。

3) 対称定常過程は、収束過程と発散過程の2種類があり、為替バンド制度のように為替変動を一定の範囲内に抑える政策を採用すると、収束過程が考慮されよう。<sup>(10)</sup>

本節では、UBS Delta から得られる日次名目為替相場と、月次データとして取得できる消費者物価指数（CPI）<sup>(11)</sup>を日次データに変換したうえで、名目為替相場を実質化する。推定するモデルは、2005年1月3日から250日分の日次実質為替相場のデータを1日ずつずらしながら、2015年6月30日までのデータを用いて逐次推定を行った。<sup>(12)</sup>

### 3.2 分析結果

グラフ1は、ベンチマークケースとしてイギリスポンドの対ユーロ実質為替相場について、逐次M-TAR単位根検定から得られた係数の大きさの推移を実質為替相場の動きとともに示したものである。グラフの左軸に描かれる係数の大きさは、負であれば実質実効為替相場は長期均衡水準から乖離しても、時間と共に元的水準へと収束する平均回帰過程を示しており、正の領域に描かれた係数は、長期均衡水準から一旦乖離すると、そのまま発散する動きを示している。係数がゼロである期間は単位根検定によって係数の大きさが5%の有意水準において単位根の存在を棄却できなかったことを示すため、係数の大きさが描かれていない期間の実質為替相場がランダムウォークしていることを示しており、名目為替相場の決定要因として購買力平価説を考慮することができない。

グラフからは2005年から2007年初頭までと、2008年12月から直近までの期間に於いて、イギリスポンドの対ユーロ実質為替相場がランダムウォークしていることが示されている<sup>(13)</sup>。ポンドとユーロとの間の実質為替相場については、約1年程度の分析ウィンドウでは名目為替相場の決定要因として購買力平価を長期均衡値とすることができず、したがって購買力平価説は成立しない。イギリスはEUに参加するもユーロは導入せず、また将来における導入の可能性について、可否も含め全く不明であり、為替相場についても1992年のポンド危機以降、協調介入などを除けば、政策的な意図をもって単独で外国為替市場へ介入実績は報告されていない。そのため、1年未満の標準期間に於いてイギリスポンドの対ユーロ実質為替相場がランダムウォーク過程に従うことは何ら不自然ではないといえる。

一方、2007年3月30日から6月末頃までをウィンドウの開始期間とする3ヶ月間は、ポンドの対ユーロ実質為替相場が、購買力平価で示される長期平均から発散するように乖離することが検出されている。また長期均衡値からの発散過程は、平均値から減価する方向に為替相場が動くときのみ発散し、それ以外の実質為替相場の変動には、

何ら規則性のないランダムウォーク過程に従う。2007 年中頃の急激にポンドの実質価値の下落は、イギリスとドイツとの関係において、何らかの経済的な要因の変化を伴って、継続的に下落しているために、発散過程が検出されている。一方で、リーマンショックが発生した 2008 年 9 月以降の下落では、定常発散過程は検出されていないことから、経済ファンダメンタルズの変化を反映せずに、ジャンプするように実質為替相場が下落している。しかしながら、2009 年以降ポンドの対ユーロ実質為替相場は次第に増価しはじめ、直近ではリーマンショック以前の水準にまで戻している。リーマンショックの際に生じた為替ショックによる乖離を 4~5 年程の時間をかけて相殺した、とみることができる。



グラフ 2 はチェコ・コルナの対ユーロ実質為替相場について、逐次 M-TAR 単位根検定から得られた係数の大きさの推移を実質為替相場の動きとともに示したものである。イギリス・ポンドのケースとは異なり、チェコ・コルナの対ユーロ実質為替相場の推移を見ると、コルナの実質為替相場は、長期均衡から乖離が生じてもそれらを修正する動きが観測されている。たとえば、2006 年末頃から 2007 年中頃までを分析ウィンドウの開始日とする場合には、単位根検定の結果は自国通貨が実質増価する動きを修正することを示している。一方で 2007 年 8 月頃から 2008 年 9 月頃のリーマンショック直前までの期間では実質為替相場が大きく増価し、リーマンショックの発生以後は、急激に実質減価し、また 2010 年頃にかけて実質為替相場が増価している。この期間の単位根検定の結果は、同国の実質為替相場がランダムウォークしていることを示している。2009 年 2 月頃に始まり 2011 年頃にピークを迎える実質為替相場の増価において、2010 年 6 月頃を分析ウィンドウの開始日とするいくつかのサンプルで、単位根検定の結果、単位根の存在が棄却され、実質為替相場が安定的となる時期が観測されている。しかし 2012 年以降実質為替相場が長期均衡値から発散される時



期が時折観測されている。技術革新などによって経済成長が生じて均衡為替相場に変更が生じているのでなければ、バブルの発生や市場センチメントの悪化といった好ましくない状況を想定しなければならない。



グラフ3はハンガリー・フォリントの対ユーロ実質為替相場について、逐次M-TAR単位根検定から得られた係数の大きさの推移を実質為替相場の動きとともに示したものである。ハンガリー・フォリントの対ユーロ実質為替相場の推移をみると、2005年頃、2006年頃、2009年頃、2011年頃に急激な実質為替相場の変化を見せている。2005年頃と2011年頃に発散過程が検出されており、実質為替相場の減価が何らかの経済的要因によって継続的に生じたことが考えられる。そのほかの期間について単位根検定の結果を見ると、2006年頃と2009年頃の非対称定常過程はいずれも長期均衡への収束となっている。



グラフ4はポーランド・ズウォティの対ユーロ実質為替相場について、逐次M-TAR単位根検定から得られた係数の大きさの推移を実質為替相場の動きとともに示したものである。単位根検定によって非対称定常過程として得られた時期は、ほかの2カ国と似通っている。2010年以降、発散過程がしばしば検出されている。



以上から、EUのユーロ非導入国の、2005年から2015年までの実質為替相場の単位根検定の結果は、次のようにまとめられる。1) 実質為替相場は急激な変動の直前に定常発散過程を検出する、2) リーマンショックのような実質為替相場の急落はファン

ダメンタルズで説明することはできない、3) チェコ・ハンガリー・ポーランドの実質為替相場は、2010～2012 年頃にいずれも定常発散過程を検出する。

このことから、定常発散過程が検出されることは、比較的希なケースであるにもかかわらず、チェコ・ハンガリー・ポーランドの通貨については、定常発散過程が検出されており、近年、ユーロとこれらの国々の通貨の関係に、なんらかの変化が生じていることには疑いがないと言えよう。

## おわりに

EU 加盟直後にユーロ導入に意欲を見せていたチェコ・ハンガリー・ポーランドの 3 カ国も、世界金融危機や欧州財政危機を経て、ユーロの信認が以前より揺らいでいる状況の中で、ユーロ導入に対してはジレンマを抱えている可能性がある。2015 年に入り、ギリシャ問題が深刻化しており、いまだ予断を許さないことから、これらの 3 国が「Wait and See」戦略をとることは十分考慮できる。

しかし、1992 年欧州通貨危機の苦難を再び起こさないためにも、EU 加盟のユーロ非導入国は、通貨政策の不透明性と不確実性を排除し、単一通貨導入の明確なスケジュールの提示と経済収斂条件の達成への政策コミットメントを明らかにすることで、通貨統合のもたらす便益を事前から享受することが可能となる。こうした事前の便益享受こそが、国民投票の行方をより望ましい方向に導くと考えられる。

## 【参考文献】

- Aoki, K. and K. Kawasaki, (2009) “Emerging EUs and their exchange rates ex ante and ex post Sub-prime crisis,” EU Studies Institute Working Paper Series E-2009-01, EU Studies Institute.
- Breuer, J. B., (1994) “An assessment of the evidence on purchasing power parity.” In: Williamson, J. (Ed.), Estimating Equilibrium Exchange Rates. Institute for International Economics, Washington DC, 245-277.
- Enders, W. and C.W. J. Granger, (1998) “Unit root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rate,” Journal of Business and Economic Statistics, 16, 304-11.
- International Monetary Fund, (2009) “Review of Recent Crisis Programs,” (<http://www.imf.org/external/np/pp/eng/2009/091409.pdf>)
- Kawasaki, K., (2013) “How Does the Regional Monetary Unit Work as a Surveillance Tool in East Asia?”, RIETI Discussion Paper Series 13-E-026, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI).
- Rogoff, K., (1996) “The purchasing power parity puzzle,” Journal of Economic Literature 34 (2), 647-668.
- 川崎健太郎, (2013) .「新興市場における資産バブルと為替相場監視の枠組み構築の試み」(大野早苗・黒坂佳央編著『過剰流動性とアジア経済』第3章), 日本評論社。

## 【注】

- (1) 欧州連合は、その前身である欧州経済共同体（EEC）に起源をもち、1958年の共同体設立条約の発効時には、ベルギー、フランス、ドイツ、イタリア、ルクセンブルグ、オランダの6カ国によって構成されていた。1973年には、デンマーク、アイルランド、イギリスの3カ国が加盟、1980年代には、ギリシャ、スペイン、ポルトガルの3カ国が加盟し、1993年の欧州連合の発足時には12カ国となった。さらに1995年にはオーストリア、フィンランド、スウェーデンが加盟して15カ国となったが、1999年のユーロ発足時には、後に参加するギリシャを含め、デンマーク、スウェーデン、イギリスがユーロには参加しなかった。ユーロを導入している国はEU加盟においては、原則単一通貨ユーロの導入が義務づけられているが、イギリスやデンマークはEC条約第122条によってユーロ導入義務が適用除外（オプトアウト）とされた。デンマークはその後ERMIIによって自国通貨クローナ対ユーロ名目為替相場の安定化を図っている。スウェーデンは適用除外対象とはなっていないが、イギリスと同様に、EU加盟国ながら当面ユーロもERMIIの導入もなされないことが認められている。
- (2) 2004年にはキプロス、チェコ、エストニア、ハンガリー、ラトビア、リトアニア、マルタ、ポーランド、スロバキア、スロベニアが欧州連合（EU）に参加した。
- (3) 2007年にブルガリアとルーマニアが、2013年にはクロアチアがそれぞれ欧州連合（EU）に参加した。
- (4) 2015年1月1日現在、Eurostat調べ。
- (5) World Bank, World Development Indicator, 2014.
- (6) Kawasaki and Aoki (2009)参照。
- (7) 2011年2月にはアイルランドでは与党共和党政権が選挙で敗北し統一アイルランド党と労働党の連立政権が発足した。イタリアではベルルスコーニ首相が辞任し、非政治内閣となるモンティ政権が誕生。スペインでは12月に社会労働党政権が敗北し、国民党のラホイ政権が誕生する。しかしながら、これらの新政権も、基本的には財政赤字の削減のために財政緊縮政策をとる事には変わりなかった。
- (8) 2015年7月1日、国際通貨基金（IMF）は、ギリシャからの15億ユーロに上る債務が期日を過ぎても返済されず、「延滞」状態にあることを発表した。
- (9) 誤差修正の収束速度を示す係数 $\rho$ が単位根の存在を示す帰無仮説（ $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ）を棄却できない場合には、実質為替相場はランダムウォーク過程であることを示すため、実質為替相場は非定常過程となる。一方、帰無仮説（ $\rho_1 = \rho_2$ ）が棄却可能である場合には、誤差修正の収束速度が異なる非対称的な収束過程が示される。
- (10) 対称的な発散過程も理論的に想定しうるが、本稿では想定しない。
- (11) IMF, *International Financial Statistics*, e-Library.
- (12) 為替相場の標本期間は2005年1月3日から2015年6月30日までである。UBS Deltaの日次為替相場は週7日分のデータが収蔵されているが、外国為替市場が土曜日・日曜日の際のデータは、前日データが重複して記録されているため、週5日分のデータに変換して分析に用いた。総サンプル数は2737であるが、250日分のデータを1つの分析ウィンドウとした最初のウィンドウは2005年1月3日から2005年12月19日まで、最終ウィンドウは有効な250日分のデータを確保して、2014年6月24日から2015年6月9日までとなった。逐次推計では2472個のウィンドウについて単位根検定を行っている。

- (13) 1971 年以降のポストブレトンウッズ期に於いては、先進国通貨間の為替相場について、長期的にも購買力平価説が成立せず、実質為替相場がランダムウォークすることがよく観察されている。購買力平価説の実証研究に関するサーベイ研究は Rogoff (1995)、Breuer(1994)などがあげられる。

(2015 年 9 月 2 日受理)